

EFEITOS DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS SOBRE OS COMPONENTES COMERCIAIS DA CONTA CORRENTE NO BRASIL: 1995-2005*

Jesse Andros Pires de Castilho[§]
Joanílio Rodolpho Teixeira[□]
Marco Aurélio Ferreira Peres[†]

RESUMO

Neste artigo é feita uma análise da influência das variações cambiais sobre os componentes comerciais da conta corrente do balanço de pagamentos no Brasil, no período compreendido entre janeiro de 1995 e janeiro de 2006, com frequência de dados mensal. O tratamento econométrico adotado fundamentou-se na análise de cointegração. Buscou-se também retirar das elasticidades calculadas os efeitos das mudanças institucionais pela aplicação do índice de Divisia. Pôde-se concluir com razoabilidade aceitável que, sem levar em consideração as mudanças institucionais, as variações cambiais exerceram influência significativa nos componentes da balança comercial do Brasil, no período analisado. Os mecanismos de correção de erros sinalizaram que os desequilíbrios de curto prazo podem ser corrigidos num tempo relativamente curto.

Palavras-chave: taxa de câmbio, importações, exportações, mudanças institucionais, elasticidades, Brasil.

ABSTRACT

In this paper it is analyzed the influence of the exchange rate movements on Brazil's current account from January 1995 to January 2006. The frequency of the data is monthly. The econometric treatment adopted was based on the cointegration analysis. By the application of the Divisia index the effects of the institutional changes on the calculated elasticities were removed. It can be concluded with acceptable certainty that without taking into consideration the institutional changes, the exchange rate variations exerted significant influence on the current account balance in the studied period. The mechanism of correction of error indicated that the unbalances of short term do need a relatively short time to be corrected.

Keywords: exchange rate, imports, exports, institutional changes, elasticities, Brazil.

JEL classification: F32, C32, H61, C43.

* Os autores agradecem a Charles Lima de Almeida pelos comentários e sugestões sobre o desenvolvimento econométrico.

§ Universidade de Brasília. Endereço para contato: SOS 309, bloco J, ap. 404 – Asa Sul – CEP: 70.362-100 – Brasília – DF. E-mail: jessepc@terra.com.br.

□ Professor do Departamento de Economia da Universidade de Brasília. O autor agradece ao CNPq e à CAPES pelo apoio a esta pesquisa. E-mail: joanilioteixeira@hotmail.com.

† Professor do Departamento de Economia da União Pioneira de Integração Social – UPIS – E-mail: marco01681@upis.br.

Recebido em junho de 2007. Aceito para publicação em março de 2008.

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, após muitas décadas com controles cambiais e alguns poucos anos com um regime de bandas, vive-se desde janeiro de 1999 sob um regime de flutuação cambial relativamente livre. Nesse período, surgiram diversas teorias sobre a formação da taxa de câmbio, cuja característica mais proeminente era a ênfase no papel dos estoques (de riqueza ou dívidas), em detrimento da sabedoria estabelecida, que enfatizava os fluxos (do balanço de pagamentos) e a vigência da chamada “paridade de poder de compra”.¹

Em princípio, a influência da taxa de câmbio no resultado da conta corrente do Balanço de Pagamentos parece ser assunto pouco polêmico no meio econômico e entre *policy-makers*. A lógica do processo parece ser bastante clara: quando a taxa de câmbio é desvalorizada, são necessários mais reais para adquirir os dólares com os quais se compram os produtos estrangeiros. Dessa forma, os produtos nacionais tornam-se mais baratos no mercado externo, o que aumenta a sua venda; ao mesmo tempo, no mercado interno, os produtos importados ficam mais caros em reais, o que diminui a sua demanda. Portanto, a desvalorização cambial tende a reduzir as importações e incentivar as exportações, enquanto a valorização cambial provoca comportamento oposto.

Apesar de os argumentos teóricos serem convincentes, há que se considerar outros fatores que interferem na magnitude dos efeitos das variações da taxa de câmbio sobre a conta corrente. Primeiro, do grau *pass-through*² que as empresas importadoras (ou exportadoras) realizam; segundo, da capacidade de desvalorizações nominais alterarem a taxa de câmbio real, e terceiro, da sensibilidade dos fluxos de comércio em relação a desvalorizações reais.

Neste trabalho, verifica-se de forma empírica em que medida os componentes da balança comercial do Brasil responderam a alterações nos preços relativos. Para tanto, analisou-se o período compreendido entre janeiro de 1995 e janeiro de 2006, utilizando-se frequência de dados mensal.

Com a finalidade de obterem-se cálculos mais depurados, considerando que os componentes da balança comercial relacionam-se diretamente com as variações da taxa de câmbio real, calcula-se, ainda, o índice de Divisia³ para esse período, eliminando-se os efeitos discricionários produzidos pelas medidas institucionais sobre a conta corrente, como barreiras protecionistas, incentivos e outras medidas governamentais.

A utilização do índice de Divisia no cálculo das elasticidades-taxa de câmbio real dos componentes da conta corrente do Balanço de Pagamentos é sustentada por uma teoria consistente e possibilita o cálculo da elasticidade corrigida sem as grandes dificuldades de ajuste dos dados.

O modelo econômico desenvolvido para as exportações menos as importações de bens e serviços é uma adaptação inovadora do modelo utilizado por Mesa e Estrada (1996), onde se encontram os fundamentos teóricos que permitem maior desagregação dos componentes da conta corrente. O trabalho de Burstein, Eichenbaum e Rebelo (2004) também dá suporte para essa contribuição.

1 A mesma mercadoria deve custar a mesma coisa em qualquer parte quando medida na mesma moeda de um país.

2 *Pass-through* é entendido como o repasse das mudanças da taxa de câmbio para os preços comerciáveis.

3 O nome se deve a François Jean Marie Divisia (1889-1964), que desenvolveu o índice com ponderações variáveis na obra *L'indice monétaire et la teoria de la monnaie* (1926). A técnica da utilização desse índice foi introduzida pela primeira vez por Hulten (1973).

Quanto ao estudo econométrico, utilizou-se o modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas – ADL – e uma análise de cointegração, que fornece uma relação comportamental entre os componentes comerciais da conta corrente e o câmbio real efetivo. Essa análise possibilita uma visão de longo prazo e também a estimação de mecanismos de correção de erros, fornecendo ainda os cálculos das elasticidades de curto prazo das variáveis principais.

Este artigo está dividido em cinco partes assim organizadas: após esta seção introdutória, é apresentada, na Seção 2, uma atualização da literatura sobre os efeitos da taxa de câmbio nas contas externas; na Seção 3, são apresentados os modelos matemáticos e econométricos e a demonstração da determinação do índice de Divisia; na Seção 4, são relatados os resultados econométricos e, finalmente, na última seção são apresentadas as conclusões fundamentadas nos resultados obtidos.

2 LITERATURA EMPÍRICA

O debate sobre a evidência empírica dos movimentos da taxa de câmbio⁴ no resultado comercial do balanço de pagamentos tem sido reavivado na recente literatura.⁵ Desde o início do século passado, a teoria do comércio internacional, na versão “abordagem das elasticidades”, conhecida como modelo BRM, fornecia suporte para modelar as relações comerciais entre os países ao longo do tempo. Porém, na década de 1950, com o aumento da importância do comércio internacional, surgiram modelos que passaram a incorporar a determinação da renda na teoria do balanço de pagamentos, com a versão “enfoque da absorção”. O grande saldo teórico, segundo Dornbusch (1980), foi a integração da determinação de preços relativos e da renda, prática estipulada pela relação entre economia monetária internacional e macroeconomia. Já nos anos de 1960, a análise padrão era a estática comparativa em modelos com determinação da demanda pela renda e a taxa de câmbio estipulando preços relativos.

Surgem, então, os trabalhos de Mundell (1963), que oferecem estruturas organizadas, incluindo o mercado de ativos e a mobilidade de capital nos modelos de macroeconomia aberta, conhecidos popularmente como modelos macroeconômicos de economia aberta de Mundell-Fleming, que, segundo Gonçalves *et al.* (1998), são superados por duas novas abordagens, o enfoque monetário do balanço de pagamentos e o enfoque pelo equilíbrio de portfólio, ambos de tradição walrasiana.

Quanto aos resultados empíricos dos saldos comerciais relacionados à variação cambial na economia mundial, podemos citar diversos trabalhos: Edwards (1989) procurou verificar empiricamente se uma desvalorização nominal pode traduzir-se em uma desvalorização real. Ele realizou, então, um estudo com diversos países em diferentes episódios, usando um índice de efetividade como medida. Os seus resultados apontam que, para a maioria dos países em desenvolvimento pesquisados, a desvalorização nominal do câmbio é realmente efetiva para alterar significativamente a taxa de câmbio real, pelo menos no ano inicial. Já a pesquisa de Himarios (1989) mostra que desvalorizações nominais afetam a balança comercial positivamente, mas tal efeito pode levar até três anos para se concretizar.

4 Para uma revisão mais completa sobre taxa de câmbio, ver De Grauwe e Grimaldi (2002), Reinhart e Rogoff (2002).

5 Para maiores detalhes sobre a literatura ver Marçal *et al.* (2005).

Por sua vez, Reinhart (1995), em estudo para 12 países em desenvolvimento, no período de 1970 a 1992, constatou que desvalorizações cambiais obtêm sucesso em corrigir desequilíbrios comerciais e estimular exportações. No entanto, a autora alerta que, devido ao fato de a elasticidade-preço ser baixa, são necessárias grandes desvalorizações para que o efeito gerado na balança comercial seja significativo.

Procurando evidenciar uma relação entre câmbio e importações para a Coréia, Oskooee e Rhee (1997) utilizam um modelo uniequacional e encontram uma baixa elasticidade das importações em relação aos preços relativos $(-0,10)$. Também fazendo uso de um modelo de equação, Carone (1996), em um estudo para os Estados Unidos, no período 1970-1992, monta um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas e chega à conclusão de que somente uma forte desvalorização do dólar poderia dar suporte a um processo de ajustamento do déficit da balança comercial americana; além disso, este fato ocorreria com uma considerável defasagem de tempo. Por sua vez, Burstein, Eichebaum e Rebelo (2004) analisaram o comportamento do câmbio em cinco países em desenvolvimento e concluíram pela robustez das apreciações cambiais nos resultados desses países.

Os estudos neste campo para o Brasil também parecem seguir a mesma linha. Rocha (1997) mostra que, entre 1965 e 1985, os salários explicaram os movimentos da taxa de câmbio e esta contribuiu significativamente para o desempenho das exportações brasileiras. Utilizando uma regressão simples, no período 1963-1988, Amazonas e Barros (1996) concluem que a taxa de câmbio real influi na exportação de manufaturados. Em recente pesquisa para a economia brasileira, Marçal *et al.* (2005) analisaram em que medida o saldo comercial responde a alterações de preços relativos. Para o período de análise entre 1980 e 2004, os autores buscaram também avaliar se a relação entre saldo comercial e taxa de câmbio real manteve-se inalterada ao longo do período. A metodologia econométrica utilizada consiste na análise de cointegração multivariada na forma proposta por Johansen nos seus trabalhos clássicos. Os autores concluem pela existência de uma relação estável entre taxa de câmbio real e saldo comercial para a economia brasileira, e argumentam que a explicação para que os estudos da segunda metade dos anos de 1990 tenham colocado em dúvida tal relação deve-se ao grande desequilíbrio que persistiu ao longo de toda essa década. Segundo Marçal *et al.* (2005), o efeito sobre o saldo comercial demorou cerca de uma década para ser absorvido e, claramente, a desvalorização cambial de 1999 acelerou a correção deste desequilíbrio.

Nos trabalhos citados, apesar de diferenças nos resultados alcançados, parece ser consenso a influência da variação cambial no resultado da balança comercial. Por outro lado, existem alguns trabalhos em que essa relação não é confirmada. Entre eles, podem ser citados, no campo internacional, os estudos de Rose (1990) e Ostry e Rose (1992) e, para o Brasil, os estudos de Carneiro e Mello (1997). No entanto, pode-se considerar que esses trabalhos se inserem na literatura de testes econométricos mais antigos, em contraste com trabalhos mais recentes, que utilizam técnicas mais avançadas e que apresentam, portanto, resultados mais confiáveis.

3 RESPOSTAS DAS EXPORTA  ES E DAS IMPORTA  ES  S VARIA  ES NOS PRE  OS RELATIVOS: AS ELASTICIDADES

3.1 Fundamenta  o te  rica: o modelo

O modelo econ  mico utilizado tem como base uma estrutura te  rica simples (exporta  es menos importa  es de bens e servi  os), que permite estudar as varia  es de cada componente em fun  o das flutua  es do c  mbio real.

$$S = XB_t(qr) + XS_t(qr) - MB_t(qr) - MS(qr) \quad (1)$$

onde: XS_t = exporta  o de servi  os; XB_t = exporta  o de bens; MS_t = importa  o de servi  os e MB_t = importa  o de bens (todas as vari  veis em fun  o de qr = c  mbio real).

Derivando em rela  o ao c  mbio, temos:

$$\frac{dS}{dqr} = \frac{dXB_t}{dqr} + \frac{dXS_t}{dqr} - \frac{dMB_t}{dqr} - \frac{dMS_t}{dqr} \quad (2)$$

Ap  s alguns algebrismos, segue-se:

$$\frac{dS}{dqr} = \left(\frac{dXB_t}{dqr} \cdot \frac{qr}{XB_t} \right) \frac{XB_t}{qr} + \left(\frac{dXS_t}{dqr} \cdot \frac{qr}{XS_t} \right) \frac{XS_t}{qr} - \left(\frac{dMB_t}{dqr} \cdot \frac{qr}{MB_t} \right) \frac{MB_t}{qr} - \left(\frac{dMS_t}{dqr} \cdot \frac{qr}{MS_t} \right) \frac{MS_t}{qr} \quad (3)$$

$$\text{onde: } dS = \left(\xi_{XS} \cdot XS + \xi_{XB} \cdot XB - \xi_{MS} \cdot MS - \xi_{MB} \cdot MB \right) \cdot \left(\frac{dqr}{qr} \right) \quad (4)$$

sendo $\xi_{i,qr}$ = elasticidade da i -  sima vari  vel em rela  o ao c  mbio.

A equa  o 4 apresenta a varia  o na conta corrente decorrente de uma altera  o no c  mbio. Assim, basta que as elasticidades de cada item sejam estimadas para que seja obtido o impacto de uma desvaloriza  o (valoriza  o) cambial na conta corrente.

Todas as elasticidades da equa  o foram estimadas via m  nimos quadrados ordin  rios. Para tanto, partiu-se de um modelo auto-regressivo de defasagens distribu  das (ADL), com constante e defasagens tanto para as vari  veis dependentes (MB , MS , XB , XS), quanto para a vari  vel independente (qr), todas expressas em logaritmo.

Apesar da exist  ncia de cr  ticas procedentes ao se estimar elasticidades via um modelo uniequacional, cabe ressaltar que parte relevante da literatura entre c  mbio e conta corrente faz uso de modelos de equa  o  nica ou ent  o emprega uma equa  o de oferta e outra de demanda, mas estimadas separadamente, n  o constituindo, assim, um sistema de equa  es simult  neas.

No presente trabalho, foram estimadas quatro regressões, em que se utilizam as primeiras diferenças dos logaritmos das variáveis dependentes. Assim, temos: logaritmo das importações de serviços; logaritmo das exportações de serviços; logaritmo das exportações de bens e logaritmo das importações de bens. Todas essas regressões são estimadas em relação ao câmbio real efetivo.

3.2 Os efeitos das mudanças institucionais: metodologia do índice de Divisia

A idéia de se aplicar o índice de Divisia partiu do pressuposto de se obter duas medidas de sensibilidade da variação da conta corrente em relação ao câmbio real efetivo. A primeira consiste em uma medida da sensibilidade quando considerado o efeito conjunto do crescimento automático dos componentes da conta corrente e das medidas discricionárias em relação ao câmbio real. Ela é obtida pela regressão da série da conta corrente total contra a série da taxa de câmbio real efetivo. A segunda medida expurga o efeito das medidas discricionárias (índice de Divisia), retratando simplesmente a sensibilidade da variação da conta corrente em relação às variações automáticas dos componentes dessa conta.

A característica do índice de Divisia que o elege como o índice ótimo para medir as mudanças tecnológicas é a **propriedade da invariância**. Essa propriedade faz com que, não havendo mudanças tecnológicas, o índice não apresente variação. Nesse caso, todo crescimento na produção será devido ao aumento dos insumos. Portanto, uma mudança no índice é consequência unicamente de variação na produção, associada a todos os tipos de fatores não vinculados a variações nos insumos; ou seja, consequência de mudanças tecnológicas.

Analogamente, como consequência da **propriedade da invariância**, que deve ser preservada para o caso da conta corrente, na ausência de mudanças discricionárias, o índice permanecerá constante e toda variação verificada na conta corrente deve ser inteiramente creditada ao comportamento de seus componentes.

A versão discreta para o índice de Divisia Agregativo tem a seguinte forma:

$$\log D^*(n) = \log \left(\frac{S(n)}{S(0)} \right) - \sum_{i=1}^n \frac{S(t) - S(t-1)}{S(t)} \cdot \frac{x_i(t)}{x_i(t-1)} \quad (5)$$

onde D é o índice de Divisia⁶ para as mudanças discricionárias, S , a conta corrente agregada e x_i o i -ésimo termo da conta corrente.

A equação 5 possibilita a aplicação empírica do índice de Divisia em sua versão discreta e, por conseguinte, a divisão do crescimento total da conta corrente, observado em determinado período na parcela relacionada às mudanças discricionárias e na parcela imputável ao crescimento automático de seus componentes. Assim, o valor obtido do índice de Divisia para cada componente da conta corrente deve ser subtraído das elasticidades apuradas pelas estimativas econométricas, como desenvolvido na seção seguinte.

6 Para maiores esclarecimentos sobre o cálculo, consultar Choudhry (1979).

4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

4.1 Propriedades das séries

Como primeira etapa da análise empírica, temos o estudo das propriedades estocásticas das séries temporais, em que se verifica se elas são estacionárias ou não. A Figura 1 traz as séries em nível. As Tabelas 1 e 2 sumarizam os testes de raízes unitárias Dickey e Fuller Aumentado – ADF –, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS – e de Phillips-Perron – PP – para o logaritmo das séries em nível e na primeira diferença, respectivamente, i. e., o logaritmo das exportações de serviços, *xs*; o logaritmo das exportações de bens, *xb*; o logaritmo das importações de serviços, *ms*; o logaritmo das importações de bens, *mb*; e o logaritmo do câmbio real, *qr*.

Todos os testes levam em conta uma constante. Para a escolha da defasagem, utilizou-se o critério de Schwarz para a forma geral até 12 defasagens.⁷ Ressalta-se que, apesar de as estatísticas-teste na Tabela 1 sugerirem a condição $I(0)$ para a série *mb*, ao nível de significância de 5% (em específico de 3% para o teste ADF), o teste ADF com base no critério de Akaike modificado, na Tabela 1.1, mostra ser relevante a escolha da estrutura de defasagem e não corrobora com a condição $I(0)$, mesmo a 5% de significância. Dessa forma, não se descarta a hipótese da presença de raiz unitária na série *mb*. A julgar pelas estatísticas alcançadas para as demais variáveis, vê-se que elas são não-estacionárias em nível, ou seja, não são $I(0)$.

7 A fim de ratificar os resultados encontrados, principalmente no que se refere à escolha das defasagens, levou-se a cabo testes de raiz unitária baseados nos procedimentos de Ng e Perron (2001), conforme demonstram as Tabelas 1.1 e 2.1.

Figura 1

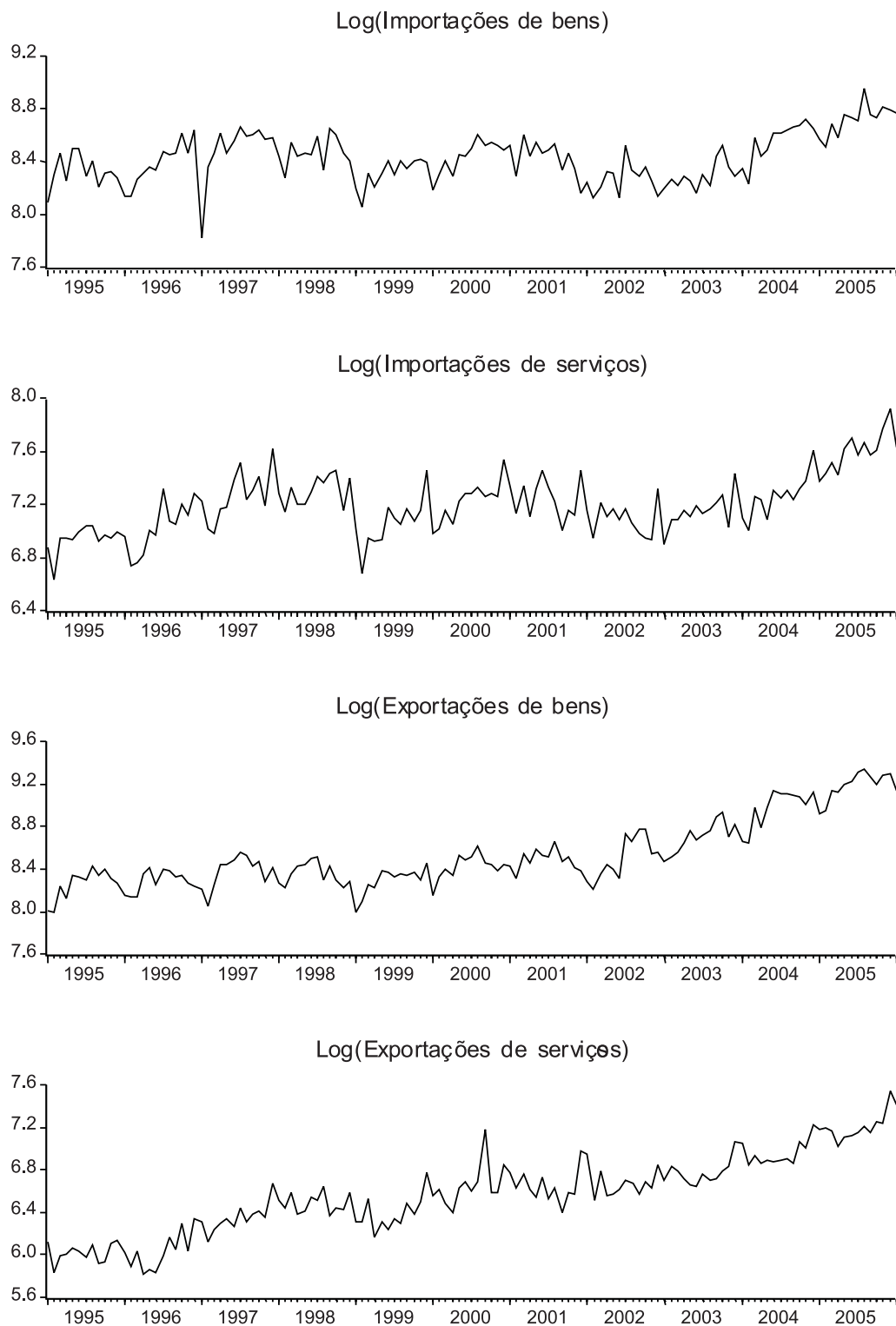


Tabela 1

Teste de estacionaridade			
	ADF	KPSS	PP
Valores críticos			
1%	-3,4808	0,7390	-3,4804
5%	-2,8836	0,4630	-2,8834
Estatística	"t"- (valor-p)	LM	"t"- (valor-p)
<i>xs</i>	-0,5230 - (0,880)	1,3118	-1,3176 - (0,620)
<i>xb</i>	-2,0520 - (0,999)	1,1612	-1,6350 - (0,462)
<i>ms</i>	-0,8510 - (0,800)	0,6165	-4,5446 - (<0,01)
<i>mb</i>	-3,0939 - (0,029)	0,3301	-5,7541 - (<0,01)
<i>qr</i>	-1,2506 - (0,651)	1,0844	-1,3641 - (0,598)

Obs: período de 1995.01 a 2006.01.

Tabela 1.1

Teste de estacionaridade	
Seleção da defasagem: MAIC (max. 12 lag)	ADF
Valores críticos	
1%	-3,4808
5%	-2,8836
Estatística	"t"- (valor-p)
<i>xs</i>	0,1002 - (0,964)
<i>xb</i>	1,4353 - (0,999)
<i>ms</i>	-0,8510 - (0,800)
<i>mb</i>	-0,4495 - (0,984)
<i>qr</i>	-1,2506 - (0,651)

Obs.: período de 1995.01 a 2006.01.

Para a primeira diferença das séries, todos os testes não consideram o termo constante, exceto para o teste KPSS. Novamente, para a escolha da defasagem, utilizou-se o critério de Schwarz para a forma geral de até 12 defasagens. Conclui-se, para as séries que compõem a Tabela 2, que todas são integradas de primeira ordem, indicadas por $I(1)$, ao nível de significância de 3% em específico para o teste ADF.

Tabela 2

Teste de estacionaridade			
	ADF	KPSS	PP
Valores críticos			
1%	-2,5828	0,7390	-2,5828
5%	-1,9433	0,4630	-1,9433
Estatística	"t"- (valor-p)	LM	"t"- (valor-p)
Δxs	-12,82 - (<0,01)	0,2681	-24,14 - (<0,01)
Δxb	-2,14 - (0,030)	0,1514	-18,24 - (<0,01)
Δms	-2,36 - (0,018)	0,1502	-25,09 - (<0,01)
Δmb	-19,34 - (0,000)	0,1880	26,20 - (0,00)
Δqr	-7,92 - (<0,01)	0,2539	-7,57 - (<0,01)

Obs.: período de 1995.01 a 2006.01.

Tabela 2.1

Teste de estacionaridade	
Seleção da defasagem: MAIC (max. 12 lag)	ADF
Valores críticos	
1%	-3,4808
5%	-2,8836
Estatística	"t"- (valor-p)
Δxs	-19,34 - (0,00)
Δxb	-5,97 - (0,00)
Δms	-18,11 - (0,00)
Δmb	-19,29 - (0,00)
Δqr	-7,59 - (0,00)

Obs.: período de 1995.01 a 2006.01.

De posse dos resultados sobre a estacionaridade das séries, cabe considerar uma importante propriedade das variáveis $I(0)$: elas podem ser combinações lineares de variáveis $I(1)$ e, neste caso, são ditas cointegradas. O conceito de cointegração foi introduzido por Granger (1981). Considere duas variáveis, y_t e z_t , e suponha que ambas são $I(1)$. Então, y_t e z_t são ditas cointegradas se existe β , tal que $y_t - \beta z_t$ é $I(0)$. Essa é a versão mais simples do conceito de cointegração, que certamente pode ser generalizado. No entanto, esse conceito é suficiente para esta pesquisa, que tem como metodologia o modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL) das variáveis endógenas (xs , xb , ms , mb) em função do logaritmo do câmbio real, qr . A existência da relação de cointegração indica a presença de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Isso significa

que a equação de regressão do tipo $y_t = \beta z_t + u_t$ faz algum sentido, porque y_t e z_t não se afastam significativamente ao longo do tempo. Na ausência da cointegração entre y_t e z_t , a relação obtida na equação de regressão anterior deve ser espúria.

Sendo assim, o segundo passo consiste em detectar a existência de cointegração por intermédio de testes usuais, exceto para o logaritmo das importações de bens, *mb*, pois, como visto, *mb* é $I(0)$. Utilizou-se, dessa forma, o **Teste de Johansen**, cujos resultados são apresentados na Tabela 3.

A especificação da forma funcional para o teste acima considera o intervalo de uma defasagem da primeira diferença em todas as equações, exceto para o par *xb* e *qr*, em que se incluíram três defasagens. A escolha da especificação foi feita a partir dos critérios de informação de Akaike e Schwarz para o posto e para o modelo. Para todas as relações de cointegração, considera-se uma constante e uma tendência linear no mecanismo de correção de erros. Os resultados indicam a existência de uma equação de cointegração para todos pares de séries, no nível de 1%.

Tabela 3 – Teste de cointegração de Johansen

Séries	Nº de cointegrações	Autovalor	Traço	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%
<i>ms</i> e <i>qr</i>	nenhuma**	0,2002	32,1769	18,40	30,45
	Ao menos 1	0,0219	2,9085	12,25	16,26
<i>xs</i> e <i>qr</i>	nenhuma**	0,1734	26,7622	18,17	23,46
	Ao menos 1	0,0137	1,8073	3,74	6,40
<i>xb</i> e <i>qr</i>	nenhuma**	0,2690	45,4514	25,32	30,45
	Ao menos 1	0,0155	2,0175	12,25	16,26

Obs: o teste do Traço indica a existência de uma equação de cointegração.

Período de 1995/01 a 2006/01.

Notas: *(**) indica a rejeição da hipótese ao nível de 5%(1%). As letras minúsculas indicam o logaritmo.

4.2 Estratégia para a estimação da elasticidade-câmbio real das variáveis de interesse

O próximo passo será estimar a elasticidade-câmbio real das variáveis de interesse. A estratégia consiste em partir de um modelo ADL geral para o específico. A teoria sugere que a omissão de variáveis relevantes é mais preocupante que a inclusão de variáveis irrelevantes. Isso porque, no primeiro caso, o estimador possui viés, a variância do erro em geral é sobreestimada e os processos de inferência usuais não são válidos; enquanto que, no segundo caso, o estimador não possui viés, a variância do erro é corretamente estimada e os processos de inferência usuais são válidos.

A idéia é começar com uma estrutura de defasagens tolerante da variável dependente e do câmbio real.⁸ Essa especificação deverá então sujeitar-se aos testes convencionais para autocorrelação, heteroscedasticidade, estabilidade dos parâmetros e erros de especificação. Caso o modelo

8 A abordagem do geral para o particular é devida ao trabalho de Hendry (1976).

ultrapasse os testes propostos, as etapas seguintes consistirão em investigar se as reduções na estrutura de defasagem são válidas e identificar uma relação de cointegração.

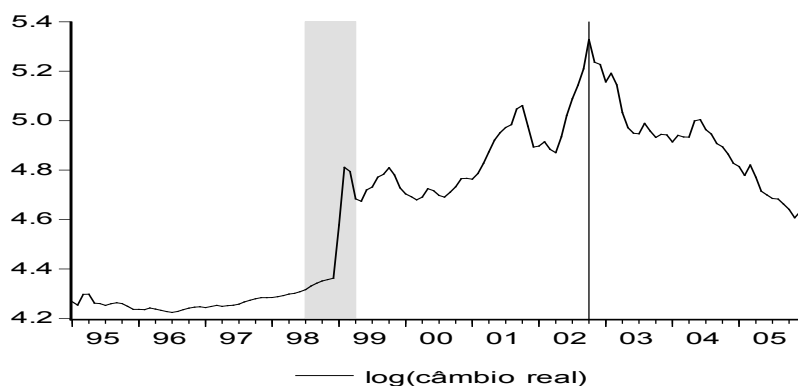
Para todas as variáveis de interesse, partiu-se da especificação geral do modelo ADL que considera um termo constante, uma tendência linear, uma estrutura geral de defasagens composta pelo valor contemporâneo e seis defasagens do logaritmo do câmbio real e a mesma estrutura temporal para a variável dependente. Dessa forma, o modelo geral pode ser escrito como:

$$y_{j,t} = \alpha + \beta.t + \sum_{i=0}^6 \pi_i qr_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \gamma_i y_{j,t-i} + u_t \quad (6)$$

onde $y_{j,t}$ representa as variáveis de interesse: xs ; xb ; ms ; mb ; e qr : o logaritmo do câmbio real.

Os resultados da estimação sobre toda a amostra da equação ADL geral para todas as variáveis indicam quebra estrutural na mudança do regime cambial, entre o segundo semestre de 1998, quando ocorreu a crise da Rússia, e janeiro de 1999, em que efetivamente ocorreu a mudança. De fato, verifica-se, pela análise do gráfico da série do logaritmo do câmbio real na Figura 2, a presença da quebra estrutural da variável explicativa.

Figura 2



Assim, como possível solução, adota-se a estratégia de investigar a relação entre as variáveis de interesse e o câmbio real em dois períodos distintos: entre janeiro de 1995 e junho de 1998, com regime que pode ser considerado de taxas de câmbio fixas; e, após os ajustes cambiais da mudança de regime, de abril de 1999 a janeiro de 2006, com o câmbio flutuante.

4.3 Resultados

Os resultados encontrados para o regime de câmbio fixo (1995:01 a 1998:06) não indicam relação significativa entre o câmbio real e as variáveis de interesse. Isso pode estar relacionado com o tamanho da amostra (42 observações), que reduz de forma considerável o grau de liberdade em

cada estimação. Também há que se considerar que, no período, as variações cambiais foram muito pequenas para explicar o movimento nas exportações e nas importações, o que não constitui uma surpresa, pois, em um arranjo de estabilização econômica com âncora cambial, parece razoável que as contas de comércio exterior respondam mais a outros fatores, tais como os entraves institucionais, do que ao câmbio, que permaneceu relativamente fixo.

Já quanto ao segundo período (1999:04 a 2006:01), os resultados alcançados sobre a propriedade I(1) das séries mantiveram-se inalterados. Assim, de acordo com a metodologia proposta, estimou-se uma equação geral para cada variável de interesse, submetendo cada equação a uma bateria de testes. Dado que todas as séries são I(1), considerou-se a parametrização da equação geral ADL (4.1) como primeiro passo na busca da parcimônia. Essa relação pode ser transformada linearmente,⁹ em termos de polinômios, no operador de defasagem, o que permite escrever:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta_0 q r_{t-1} + \sum_{i=0}^5 \varphi_i \Delta q r_{t-i} + \theta_0 y_{j,t-1} + \sum_{i=1}^5 \theta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

Ressalta-se que os resíduos na expressão 7 são os mesmos da relação geral 6, e a maior parte das estatísticas-teste de diagnósticos apresenta valores idênticos, quer se estime a relação nos níveis das variáveis ou em primeiras diferenças. Deve-se também destacar que os valores estimados para δ_0 em cada equação representam a soma dos coeficientes estimados para o logaritmo do câmbio real em nível na relação. Por sua vez, θ_0 é a soma dos coeficientes das defasagens da variável dependente. Como se sabe, essas somas são fundamentais para a existência de uma relação de cointegração. O interesse está em testar se essas somas são estatisticamente diferentes de zero e, logo, se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis de interesse e o câmbio real. Essa é uma das vantagens da parametrização: estimação direta e teste imediato dessas somas. Outra vantagem é que, ao utilizar as primeiras diferenças, é possível reduzir de forma substancial a colinearidade entre os regressores e, conseqüentemente, reduzir os erros padrão.

4.3.1 Elasticidade-câmbio real das importações

Considera-se inicialmente a relação para o logaritmo das importações de bens. Como descrito, a equação parametrizada foi submetida a uma bateria de testes. O valor alcançado para a estatística Jarque-Bera não rejeita o pressuposto de normalidade dos resíduos. No teste assintótico de Breush-Godfrey para autocorrelação não se rejeita a hipótese de autocorrelação nula dos resíduos. Os testes para resíduos ARCH não rejeitam a hipótese nula de resíduos homocedásticos em favor de resíduos ARCH. O teste de White para presença de heterocedasticidade rejeita a possibilidade de mudanças na variância dos resíduos.

O teste RESET de Ramsey para erros de especificação não relata má especificação. A estatística LR para o teste de previsão de Chow para os seis últimos meses da amostra possui distribuição qui-quadrado com seis graus de liberdade e não rejeita a hipótese de constância dos parâmetros. Além disto, o teste de Chow para ruptura da série em outubro de 2002 não sugere significativamente a existência de quebra estrutural. Os gráficos do par de testes para a invariabilidade dos parâmetros baseados na quantidade da soma acumulada dos resíduos padronizados e na soma dos

9 Para tornar mais clara a exposição, demonstra-se a transformação polinomial no Apêndice.

quadrados desses resíduos, CUSUM e CUSUMSQ, respectivamente, confirmam a estabilidade dos parâmetros.

Conforme a estratégia discutida, o próximo passo consiste em procurar reduções sequenciais da equação geral. Não existe uma seqüência única para encontrar a equação com maior parcimônia. A idéia é identificar as variáveis ou grupos de variáveis redundantes e/ou restrições que possam ser validadas pelos testes F usuais. De acordo com as estimativas alcançadas, as defasagens de quarta e quinta ordem das duas variáveis envolvidas são não significantes. O teste da significância conjunto para essas variáveis encontra-se nos resultados do primeiro passo da Tabela 4.

Tabela 4

Passo	Variável redundante	S.E da regressão	Teste F (valor-p)	LR (valor-p)	R ² ajustado	SC
0		0.0954			0.4264	-1.2572
1	$\Delta qr_{t-4}; \Delta qr_{t-5}; \Delta mb_{t-4}; \Delta mb_{t-5}$	0.0938	0.4214 (0.7926)	2.0376 (0.7288)	0.4451	-1.4473
2	$\Delta qr_t; \Delta qr_{t-3}; \Delta mb_{t-2}$	0.0920	0.0679 (0.9767)	0.2352 (0.9717)	0.4661	-1.6057

O teste F e o respectivo valor-p não rejeitam a hipótese de que essas defasagens sejam redundantes, sendo, portanto, retiradas da equação. Estimada a regressão sob a nova especificação, nota-se que tanto o critério de Schwarz como o R² ajustado movem-se na direção certa. No segundo e último passo na busca por parcimônia, o valor contemporâneo da primeira diferença do logaritmo do câmbio real e sua terceira defasagem, bem como a segunda defasagem da variável dependente são eliminados da equação, de acordo com os testes acima. Novas reduções não são possíveis, já que não melhoram o modelo anterior, assim se opta pelo modelo competitivo abaixo:

$$\Delta mb_t = 6,04 + 0,0029t - 0,43qr_{t-1} + 0,55\Delta qr_{t-1} + 0,55\Delta qr_{t-2} - 0,50mb_{t-1} - 0,34\Delta mb_{t-1} + 0,25\Delta mb_{t-3} \quad (8)$$

(t) (5,22) (4,29) (-4,53) (2,12) (2,32) (-5,05) (-3,73) (3,12)

$R^2 = 0,51; F = 11,10$ (valor-p = 0,00)

O modelo final para as importações de bens ultrapassou o mesmo conjunto de testes ao qual foi submetida a equação parametrizada geral. O modelo explica cerca de 51% das mudanças nas importações de bens. Observa-se que as estimativas para as somas dos coeficientes da defasagem do modelo em nível, tanto para o câmbio real quanto para a variável dependente são diferentes de zero. Assim, pode-se reescrever a equação 8 de forma a explicitar a elasticidade de longo prazo, bem como a relação cointegrante. Em termos da estrutura geral parametrizada, ela pode ser escrita como:

$$\Delta mb_t = \alpha + \beta t + \delta_0 qr_{t-1} + \varphi_1 \Delta qr_{t-1} + \varphi_2 \Delta qr_{t-2} + \theta_0 mb_{t-1} + \theta_1 \Delta mb_{t-1} + \theta_3 \Delta mb_{t-3} \quad (9)$$

$$\Delta mb_t = +\varphi_1 \Delta qr_{t-1} + \varphi_2 \Delta qr_{t-2} + \theta_1 \Delta mb_{t-1} + \theta_3 \Delta mb_{t-3} + \theta_0 \left(mb_{t-1} + \frac{\alpha + \beta t}{\theta_0} + \frac{\delta_0}{\theta_0} qr_{t-1} \right)$$

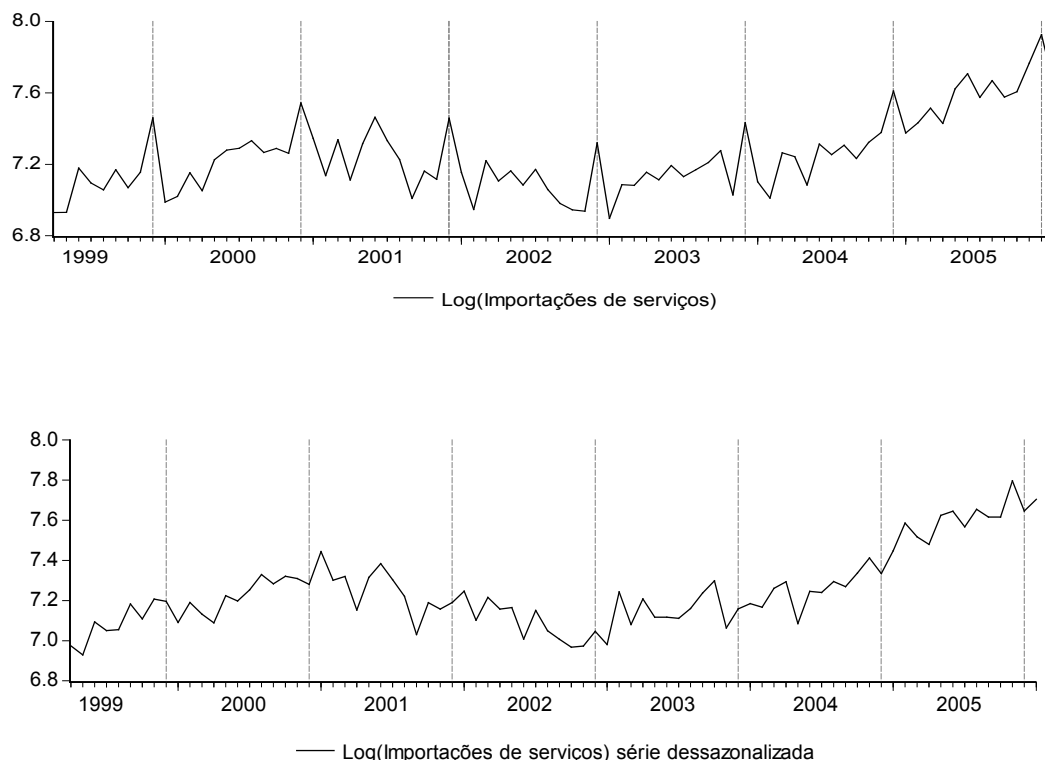
Substituindo os coeficientes estimados, obtém-se:

$$\Delta mb_t = +0,55\Delta qr_{t-1} + 0,55\Delta qr_{t-2} - 0,34\Delta mb_{t-1} + 0,25\Delta mb_{t-3} - 0,50(mb_{t-1} - 12,14 - 0,006t + 0,87qr_{t-1})$$

onde o termo entre parênteses é a relação cointegrante.¹⁰ Isso mostra que existem dois efeitos sistemáticos sobre as mudanças nas importações de bens. O primeiro é o efeito multiplicador, $\varphi_1\Delta qr_{t-1}$, devido a mudanças no câmbio real no período anterior, que se prolonga por mais um mês com mesma intensidade, por intermédio do termo $\varphi_2\Delta qr_{t-2}$. O segundo se deve aos desvios do valor de equilíbrio de longo prazo, dado por $mb_{t-1} = 12,14 + 0,006t - 0,87qr_{t-1}$. Cerca de 50% dos desvios do equilíbrio de longo prazo são corrigidos no período corrente. A elasticidade-câmbio real de longo prazo (-0,87) possui sinal correto e deverá ainda ser subtraída do índice de Divisia calculado para o período no valor de 0,15.

A mesma estrutura de análise pode ser usada para determinar a relação entre o logaritmo das importações de serviços, ms_t , e o logaritmo do câmbio real, qr_t . Contudo, será necessário dar um tratamento sazonal para a série do logaritmo das importações de serviços, ms_t . Uma inspeção na Figura 3 revela que há picos em dezembro de cada ano, em especial entre os anos de 1999-2005, justamente o período em análise.

Figura 3



10 Confirmou-se a estacionaridade da relação de cointegração, via teste ADF, para os resíduos da equação do nível logaritmo de MB_{t-1} sobre uma constante, uma tendência e o nível logaritmo de qr_{t-1} .

Portanto, é conveniente levar em conta o comportamento sazonal para evitar o risco de alguma correlação serial nos resíduos. Uma alternativa para tratar o problema seria considerar uma variável de impulso para dezembro de cada ano. Porém, isso poderia implicar multicolinearidade entre o termo de tendência e a variável de impulso. A alternativa adotada foi o ajustamento sazonal via método X-11 aditivo, com *dummies* sazonais como regressores. Uma inspeção na série do logaritmo das importações de serviços ajustada sazonalmente¹¹ revela que permanece a propriedade I(1), o que permite conduzir a investigação empírica conforme descrito antes.

Os resultados encontrados para a especificação geral com as variáveis em nível e em primeiras diferenças, na qual a variável dependente é o logaritmo das importações de serviços com ajuste sazonal, também ultrapassa a bateria de testes. Os testes sobre os resíduos relatam que o pressuposto de normalidade não pode ser rejeitado. Ademais, não há autocorrelação serial e não se rejeita a hipótese de resíduos homocedásticos. O teste para erros de especificação de Ramsey indica que a formulação é correta. A hipótese de instabilidade dos parâmetros é descartada tanto pelos gráficos da soma acumulada dos resíduos, CUSUM e CUSUMSQ, quanto pelo teste de previsão de Chow para os últimos seis meses da amostra. O teste de Chow para quebra estrutural em outubro de 2002 rejeita a hipótese nula a 6% de significância.

Como antes, a análise do geral para o específico é levada a cabo conforme demonstra a Tabela 5. Nota-se que, das estimativas para ambas as variáveis em primeiras diferenças, as defasagens três a cinco são não significantes e parecem ser um bom começo na busca de um modelo parcimonioso.

Tabela 5

Passo	Variável redundante	S.E da regressão	Teste F (valor-p)	LR (valor-p)	R ² ajustado	SC
0		0.0773			0.4327	-1.6459
1	Δqr_{t-3} a Δqr_{t-5} ; Δms_{t-3} a Δms_{t-5}	0.0764	0.9763 (0.4490)	6.9684 (0.3237)	0.4355	-1.9270
2	Δqr_{t-1}	0.0761	0.4483 (0.5053)	0.5043 (0.4776)	0.4399	-1.9759
3	Δms_{t-2}	0.0772	2.2659 (0.1367)	2.4819 (0.1151)	0.4332	-1.9911

O teste de significância para esse conjunto de variáveis recomenda a exclusão, conforme as estatísticas F e LR e seus respectivos valores-p. Feita a redução do modelo, obtêm-se as estatísticas da S.E da regressão, o coeficiente de determinação ajustado e o critério de Shwartz (SC), que validam a redução. O segundo passo revela que a primeira diferença do câmbio defasada de um período também pode ser excluída do modelo. Observa-se que a convergência dos resultados para as estatísticas indicam melhora marginal nesse passo. Por último, no terceiro passo, verifica-se que o testes F e LR não recomendam fortemente a exclusão da variável Δms_{t-2} . Ocorre a melhora marginal da estatística SC após a redução do modelo, mas a soma dos erros da regressão e o R² ajustado não são congruentes com o critério Shwartz. Logo, entende-se que, apesar de a variável ter alcançado

¹¹ Ver Figura 3.

signific  ncia marginal na regress  o (valor-p da estat  stica t em torno de 13%), ela adiciona informa  o relevante para explicar as mudan  as no logaritmo das importa  es de servi  os. Dessa forma, conclui-se que novas redu  es n  o melhoram o modelo e a equa  o final pode ser escrita como:

$$\Delta ms_t = 4,65 + 0,0024t - 0,40qr_{t-1} - 0,74\Delta qr_t + 0,58\Delta qr_{t-2} - 0,40ms_{t-1} - 0,43\Delta ms_{t-1} - 0,15\Delta ms_{t-2}$$

(se) (3,99) (3,49) (-4,08) (-3,44) (2,51) (-3,65) (-3,71) (1,50) .

$R^2 = 0,49$; $F = 9,75$ (valor - $p = 0,00$)

Ainda como estrat  gia de abordagem, o modelo selecionado foi submetido aos mesmos testes de diagn  sticos que o modelo geral. Exceto no que diz respeito   normalidade dos res  duos, todos os testes de diagn  sticos referendam a estrutura acima. A normalidade dos res  duos   rejeitada a 5%, mas n  o a 1% de signific  ncia, o que n  o destr  i as propriedades de efici  ncia e consist  ncia dos estimadores de m  nimos quadrados – procedimentos de infer  ncia possuem validade assint  tica. Os res  duos s  o homoced  sticos e n  o possuem correla  o serial. O teste de quebra estrutural em outubro de 2002 e o teste de previs  o para os  ltimos seis meses n  o indicam quebra estrutural. Todavia, a estima  o recursiva dos par  metros sugere alguma instabilidade entre 1999 e 2002. Os gr  ficos para a soma acumulada dos res  duos n  o relatam forte instabilidade nos par  metros.

Assim, a equa  o acima pode ser expressa de forma a explicitar a rela  o de longo prazo, de interesse para a pesquisa:

$$\Delta ms_t = -0,74\Delta qr_t + 0,58\Delta qr_{t-2} - 0,43\Delta ms_{t-1} - 0,15\Delta ms_{t-2} - 0,40(ms_{t-1} - 11,69 + 0,0059t + 1,01qr_{t-1}),$$

onde o termo entre par  nteses   a rela  o cointegrante.

Tamb  m neste caso, h   dois efeitos sistem  ticos sobre as mudan  as nas importa  es de servi  os: o multiplicador instant  neo, $-0,74\Delta qr_t$, devido a mudan  as no c  mbio real, e os desvios do valor de equil  brio de longo prazo, dado por $ms_{t-1} = +11,69 - 0,0059t - 1,01qr_{t-1}$.

Nota-se que a rela  o co-integrante est   de acordo com as estat  sticas de Johansen na Tabela 3. O coeficiente de ajustamento do mecanismo de corre  o de erros indica que cerca de 40% dos desvios do equil  brio de longo prazo   corrigido no per  odo corrente. A elasticidade-c  mbio real de longo prazo (-1,01) possui sinal correto e deve ainda ser subtra  da do  ndice de Div  sia, calculado para o per  odo, no valor de 0,07. N  o h   uma explica  o  bvia para que a segunda defasagem das mudan  as no c  mbio real seja significativa, podendo ser um efeito real ou uma conseq   ncia dos procedimentos caracter  sticos dos contratos de importa  o, por exemplo. Todavia, essa defasagem mostrou-se significativa tanto nas importa  es de bens como nas importa  es de servi  os.

N  o se deve desconsiderar a semelhan  a na estrutura das equa  es estimadas para as importa  es de bens e servi  os. Al  m disso, h   alguma proximidade nos valores estimados, sobretudo para o mecanismo de corre  o de erro.

4.3.2 Elasticidade-c  mbio real das exporta  es

No que diz respeito  s exporta  es, tanto de bens quanto de servi  os, as estimativas para o modelo parametrizado geral indicam ser importante a quebra estrutural em outubro de 2002. Os

gráficos para a soma acumulada dos resíduos e dos resíduos ao quadrado, CUSUM e CUSUMSQ, revelam importante instabilidade dos parâmetros entre 2002 e 2003 e corroboram a estimativa recursiva dos parâmetros. Além disto, não se rejeita a hipótese de normalidade dos resíduos em ambas representações. O teste assintótico de Breush-Godfrey para autocorrelação rejeita a hipótese de correlação serial nula dos resíduos. Os resultados foram sinais invertidos da elasticidade-câmbio em ambas as equações; ou seja, apresentam valores não esperados pela literatura econômica.

Diante disso, levaram-se a cabo investigações empíricas nos moldes anteriores para as exportações de bens e serviços para o período pós-eleições presidenciais, de novembro de 2002 até janeiro de 2006. A estrutura geral para ambas as equações superaram os testes gerais para especificação, estabilidade dos parâmetros, homocedasticidade e autocorrelação serial até a terceira ordem.¹² Desta forma, passou-se à etapa de encontrar uma representação parcimoniosa da relação.

Com respeito à equação das exportações de bens, xb_t , a análise do geral para o específico resume-se em dois passos: no primeiro testou-se a significância conjunta do valor contemporâneo da primeira diferença do câmbio real até a quarta defasagem. Conforme relata a Tabela 6, as estimativas nesse passo para significância conjunta para a coleção de defasagens recomendam a redução do modelo nessa direção.

Tabela 6

Passo	Variável redundante	S.E da regressão	Teste F (valor-p)	LR (valor-p)	R ² ajustado	SC
0		0.0815			0.5493	-1.2522
1	Δqr_t a Δqr_{t-4}	0.0765	0.3114 (0.9012)	2.4516 (0.7837)	0.6027	-1.6590
2	Δqr_{t-5}	0.0806	4.3397 (0.0461)	5.4387 (0.0196)	0.5585	-1.6135

Do segundo passo, emerge o modelo final para as exportações de bens, conforme equação abaixo:

$$\Delta xb_t = 6,8 + 0,043t + 0,69qr_{t-1} - 0,67\Delta qr_{t-5} - 1,67xb_{t-1} + 0,78\Delta xb_{t-1} + 0,59\Delta xb_{t-2} + 0,83\Delta xb_{t-3} + 0,47\Delta xb_{t-4} + 0,44\Delta xb_{t-5}$$

(t) (3,33) (5,41) (2,85) (-2,08) (-5,66) (3,39) (3,23) (4,74) (2,66) (3,12)

$R^2 = 0,70$; $F = 7,40$ (valor-p = 0,00)

A especificação acima também foi submetida ao conjunto de testes de diagnósticos e obteve sucesso em geral. A estatística Jarque-Bera não rejeita o pressuposto de normalidade. A presença de autocorrelação serial nos resíduos é rejeitada pelo teste de Breush-Godfrey. Os testes para resíduos ARCH não rejeitam a hipótese nula de resíduos homocedásticos. O teste de White rejeita a possibilidade de mudanças na variância dos resíduos. O teste para erros de especificação, teste RESET de Ramsey, não relata má especificação. A estatística LR para o teste de previsão de Chow, para os três últimos meses da amostra, não rejeita a hipótese de constância dos parâmetros. Os gráficos da

¹² O teste de autocorrelação serial foi estimado para a segunda e terceira ordem, em virtude da perda de graus de liberdade.

estimação recursiva dos coeficientes da equação e os resultados do par de testes para a invariabilidade dos parâmetros, baseados nas quantidades CUSUM e CUSUMSQ, confirmam a estabilidade dos parâmetros estimados.

Reescrevendo o modelo acima de forma a explicitar a equação de equilíbrio de longo prazo, chega-se a:

$$\Delta x b_t = -1,67(xb_{t-1} - 4,03 - 0,025t - 0,41qr_{t-1}) - 0,67\Delta qr_{t-5} + 0,78\Delta x b_{t-1} + 0,59\Delta x b_{t-2} + 0,83\Delta x b_{t-3} + 0,47\Delta x b_{t-4} + 0,44\Delta x b_{t-5}$$

Observa-se que as estimativas para o período em questão revelam que mudanças instantâneas no câmbio real não têm impacto sobre as exportações de bens. A relação de equilíbrio de longo prazo foi estimada com precisão e revela que a elasticidade-câmbio real de longo prazo das exportações de bens, $0,41qr_{t-1}$, possui o sinal esperado. Destaca-se o alto valor estimado para o coeficiente de ajustamento do mecanismo de correção de erros, $-1,67$. Ele indica que desvios do equilíbrio serão corrigidos além do seu valor em mais 67%. Da elasticidade de longo prazo das exportações de bens em relação ao câmbio real, deve ser retirado ainda o índice de Divisia, estimado para o período em 0,1956.

Quanto às exportações de serviços, os resultados encontrados para a formulação ADL parametrizada geral indicam que a estrutura tem formulação correta. Os erros são homocedásticos e não apresentam correlação serial. Todavia, o teste para a normalidade dos resíduos – a estatística Jarque-Bera – rejeita a normalidade ao nível de significância de 3%. Além disso, o teste de previsão de Chow para os três últimos meses da amostra rejeita a hipótese de constância dos parâmetros. Isso está relacionado ao pico acentuado no volume de exportações de serviços registrado em dezembro de 2005. Tanto as estimativas recursivas dos coeficientes quanto o gráfico da quantidade CUSUM relatam instabilidade dos parâmetros. Também para esse período, a estimativa para a elasticidade-câmbio real das exportações não apresenta o sinal esperado. Este resultado permanece caso se proceda à redução do modelo. Sendo assim, para esse período, também não se encontrou relação significativa entre o câmbio real e as exportações de serviços.

5 CONCLUSÕES

Apesar de se verificar, no período estudado, perturbações significativas nos contextos políticos e econômicos, tanto no Brasil como no mercado internacional, que de certa forma parecem ter impactado as análises realizadas, pode-se concluir que as variações nas taxas de câmbio real exercem influência significativa sobre os componentes comerciais da conta corrente do balanço de pagamentos do Brasil. Os mecanismos de correção de erros sinalizaram que os desequilíbrios de curto prazo podem ser corrigidos num tempo pequeno.

Inicialmente, ao se analisarem os efeitos das variações cambiais em cada componente-macro da conta corrente (exportações de bens, exportação de serviços, importação de bens e importação de serviços), constatou-se, pelos testes aplicados, quebra estrutural significativa no modelo, no ano de 1999, por ocasião da mudança do regime cambial (de fixo para flutuante).

Assim, adotou-se a alternativa de investigar a relação entre as variáveis de interesse e a variação do câmbio real em dois períodos distintos: entre janeiro de 1995 e junho de 1998, com regime de câmbio fixo, e de abril de 1999 a janeiro de 2006, com câmbio flutuante. Os resultados indicaram que, para o primeiro período, essa relação não foi significativa; o que pode ser considerado um resultado esperado, já que, num arranjo de estabilização econômica com âncora cambial, parece razoável que as contas de comércio exterior respondam mais a outros fatores, tais como os entraves institucionais, do que ao câmbio que permaneceu relativamente fixo.

Quanto ao segundo período, para as variáveis **importação de bens e importação de serviços**, após a realização dos testes e tratamento econométrico adequado, constatou-se a existência de uma sensibilidade significativa entre essas variáveis e as variações cambiais. No entanto, para as variáveis **exportação de bens e exportação de serviços**, os testes indicaram quebra estrutural em outubro de 2002 e, apesar da normalidade da maioria dos testes, os resultados apresentam sinais invertidos da elasticidade-câmbio em ambas as equações.

Diante disso, levaram-se a cabo investigações empíricas nos moldes anteriores para o período pós-eleições, de novembro de 2002 até janeiro de 2006. Os resultados indicam para a variável **exportação de bens**, após superados todos os testes econométricos previstos, a existência da mesma sensibilidade verificada nas variáveis anteriores em relação às alterações cambiais. Já em relação à variável **exportação de serviços**, além da ocorrência da instabilidade dos parâmetros, a estimativa não apresenta o sinal esperado. Sendo assim, não se encontrou relação significativa entre o câmbio real e as exportações de serviços também para esse período.

Deve-se ressaltar a importância do índice de Divisia, que captou as mudanças institucionais tais como abertura comercial e desregulamentações, corrigindo os valores das elasticidades encontradas, com exceção apenas para a variável **exportação de serviços**, que, como visto, não teve o comportamento esperado.

De forma geral, esse trabalho reforça a existência de uma relação importante entre as variações da taxa de câmbio real efetiva e (os) as componentes de comércio exterior da conta corrente para a economia brasileira.

REFERÊNCIAS

- ALMONACID, R. D.; SCRIMINI, G. A. Preços relativos e competitividade externa. *Revista de Economia Política*, v. 17, n. 266, p. 5-11, abr.-jun. 1997.
- AMAZONAS, A.; BARROS, A. R. Manufactured exports from Brazil: determinants and consequences. *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, n. 1, p. 73-100, jan.-mar. 1996.
- BURSTEIN, A.; EICHENBAUM, M.; REBELO, S. *Large devaluations and the real exchange rate*. 2004. (NBER Working Paper 10986).
- CARNEIRO, F. G.; MELLO Jr., L. R. Setor externo e a política cambial. *Estudos Empresariais*, ano 2, n. 2, maio-ago. 1997.
- CARONE, G. Modeling de U. S. demand for imports through cointegration and error correction. *Journal of Policy Modeling*, v. 18, n. 1, p. 1-48, Feb. 1996.

- CHEUNG, Y. W.; LAI, K. S. On the purchasing power parity puzzle. *Journal of International Economics*, n. 52, p. 321-330, 2000.
- CHOUDHRY, N. N. Measuring the elasticity of the tax revenue: A Divisia index approach. *Staff Papers*, v. 22, p. 87-122, Mar. 1979.
- DE GRAUWE, P.; GRIMALDI, M. *The exchange rate and its fundamentals: a chaotic perspective*. Munich: CES ifo, 2002. (Working Paper n. 6396).
- DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, Oct. 1976.
- _____. *Open Economy Macroeconomics*. N Y: Inc. Publishers, 1980.
- EDWARDS, S. *Real exchange rates, devaluation and adjustment: exchange rate policy in developing countries*. Cambridge: MIT Press, 1989.
- GON  ALVES, R.; CANUTO, O.; BAUMANN, R. *A nova economia internacional: uma perspectiva brasileira*. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1998.
- GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16, p. 121-130, 1981.
- HENDRY, D. F.; TREMAYNE, A. R. Estimating systems of dynamic reduced form equations with vector autoregressive errors. *International Economic Review*, 17, p. 463-471, 1976.
- HIMARIOS, D. Do devaluations improve the trade balance? The evidence revisited. *Economic Inquiry*, v. 27, n. 1, p. 143-168, Jan. 1989.
- HULTEN, C. Divisia index numbers. *Economet  ica*, v. 41, n. 6, p. 1017-1025, Nov 1973.
- MAR  AL, E.; MONTEIRO, W.; NISHIJIMA, M. Saldos comerciais e taxa de c  mbio real: uma nova an  lise do caso brasileiro. In: XXXIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC. 2005.
- MESA, F.; ESTRADA, D. Tasa de cambio real y ajuste del sector externo. *Planeacion e Desarrollo*, v. XXVII, n. 1, enero-marzo 1996.
- MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 9, p. 475-485, 1963.
- Ng, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, 2001.
- OSKOOEE, M. B.; RHEE, H. J. Structural change in import demand behavior, the korean experience: a reexamination. *Journal of Policy Modeling*, v. 19, n. 2, p. 187-93, 1997.
- OSTRY, J. D.; ROSE, A. K. An empirical evaluation of the macroeconomic effects of tariffs. *Journal of International Money and Finance*, v. 11, p. 63-79, Feb. 1992.
- REINHART, Carmen M. Devaluation, relative prices, and international trade. *Staff Papers*, v. 42, n. 2, p. 290-312, June 1995.
- REINHART, Carmen M.; ROGOFF, Kenneth S. *The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation*. 2002. (NBER Working Paper 8963)
- ROCHA, C. H. Wages, Exchange and competitiveness of Brazilian exports. *Revista de Economia Pol  tica*, v. 17, n. 266, p. 145-48, abr.-jun. 1997.
- ROSE, A. K. Exchange rates and the trade balance: some evidence from developing countries. *Economic Letters*, v. 34, p. 271-75, Nov. 1990.
- SACHSIDA, A.; TEIXEIRA, J. Impactos de desvaloriza  es cambiais sobre a conta corrente no Brasil. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v. 1, n. 1, p. 63-71, set.-dez. 2001.

STIGLITZ, J.; WEISS, A. A credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71, 1981.

APÊNDICE

A equação $y_{j,t} = \alpha + \beta t + \sum_{i=0}^6 \pi_i q r_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \gamma_i y_{j,t-i} + u_t$ pode ser escrita em termos de polinômios no operador de defasagem até a sexta ordem:

$$\Gamma(L)y_t = \alpha + \beta t + \Pi(L)qr_t + u_t$$

Para tornar mais clara a exposição, omite-se o subscrito “j” na notação. Assim, tem-se:

$$\Pi(L) = \pi_0 + \pi_1 L + \pi_2 L^2 + \pi_3 L^3 + \pi_4 L^4 + \pi_5 L^5 + \pi_6 L^6$$

$$\Pi(L) = \Pi(1)L + (1-L)[\varphi_0 + \varphi_1 L + \varphi_2 L^2 + \varphi_3 L^3 + \varphi_4 L^4 + \varphi_5 L^5];$$

em que:

$$\Pi(1) = \delta_0 = \pi_0 + \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 + \pi_5 + \pi_6;$$

$$\text{onde } \begin{cases} \pi_0 = \varphi_0 \\ \pi_1 = \pi_0 + \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 + \pi_5 + \pi_6 + \varphi_1 - \varphi_0 \\ \pi_2 = \varphi_2 - \varphi_1 \\ \pi_3 = \varphi_3 - \varphi_2 \\ \pi_4 = \varphi_4 - \varphi_3 \\ \pi_5 = \varphi_5 - \varphi_4 \\ \pi_6 = -\varphi_5 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \varphi_0 = \pi_0 \\ \varphi_1 = -(\pi_2 + \pi_3 + \pi_4 + \pi_5 + \pi_6) \\ \varphi_2 = -(\pi_3 + \pi_4 + \pi_5 + \pi_6) \\ \varphi_3 = -(\pi_4 + \pi_5 + \pi_6) \\ \varphi_4 = -(\pi_5 + \pi_6) \\ \varphi_5 = -\pi_6 \end{cases}$$

A soma dos parâmetros π_i é o coeficiente de L na 2ª linha acima, e os φ_i são os coeficientes dos $\Delta q r_t$ até $\Delta q r_{t-5}$. Multiplicando a 2ª linha da expressão acima por $q r_t$ e expandindo, tem-se:

$$\Pi(L)q r_t = \Pi(1)Lq r_t + (1-L)[\varphi_0 + \varphi_1 L + \varphi_2 L^2 + \varphi_3 L^3 + \varphi_4 L^4 + \varphi_5 L^5]q r_t$$

$$\Pi(L)q r_t = \delta_0 q r_{t-1} + \sum_{i=0}^5 \varphi_i \Delta q r_{t-i}$$

Uma transformação semelhante pode ser usada na variável dependente:

$$\Gamma(L)y_t = \Delta y_t + [\Gamma(1)y_{t-1} + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \theta_2 \Delta y_{t-2} + \theta_3 \Delta y_{t-3} + \theta_4 \Delta y_{t-4} + \theta_5 \Delta y_{t-5}]$$

em que:

$$\Gamma(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \gamma_3 L^3 - \gamma_4 L^4 - \gamma_5 L^5 - \gamma_6 L^6$$

$$\Gamma(L) = \Gamma(1)L + (1-L)[1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \theta_3 L^3 + \theta_4 L^4 + \theta_5 L^5]$$

$$\Gamma(1) = \theta_0 = 1 - \gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 - \gamma_4 - \gamma_5 - \gamma_6$$

o que permite escrever:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta_0 q r_{t-1} + \sum_{i=0}^5 \varphi_i \Delta q r_{t-i} + \theta_0 y_{j;t-1} + \sum_{i=1}^5 \theta_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

como antes, $y_{j;t}$ representa as variáveis de interesse: xs ; xb ; ms ; mb ; e qr o logaritmo do câmbio real.